

## ОЦЕНКА ТЕКУЩЕГО СОСТОЯНИЯ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ОБЪЕКТА УПРАВЛЕНИЯ ПО ДАННЫМ ХИМИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

Н.Я.Вилков, Ю.В.Крюков

Государственное предприятие Научно-исследовательский технологический  
институт им. А.П.Александрова  
188540, Сосновый Бор Ленинградской обл.

Поступила в редакцию 30 июня 2001 г.

Обсуждаются особенности применения математического аппарата анализа данных для решения задач оценки качества процессов, протекающих в технологическом объекте управления (ТОУ), по результатам химического анализа текущего качества технологических сред. На примере контроля внутриконтурных физико-химических процессов, формирующих состояние водно-химического режима на энергоблоке АЭС с реактором ВВЭР – 1000, показана эффективность использования для указанных целей известных в анализе случайных процессов алгоритмов последовательного обнаружения изменения статистических свойств наблюдаемого ряда результатов измерений (*детекторов изменения статистических свойств, контрольных карт процессов*).

Для минимизации субъективизма при реализации процедур контроля ТОУ предлагаются алгоритмы, реализующие робастные методы получения априорных и текущих оценок статистических характеристик временных рядов результатов аналитических измерений.

**ВИЛКОВ Николай Яковлевич** - заведующий лабораторией систем химического контроля ГП НИТИ им. А.П. Александрова, кандидат химических наук.

Область научных интересов: аналитическая химия и инструментальный анализ чистых сред, организация и автоматизация химического контроля на объектах атомной энергетики.

Автор более ста научных работ.

**КРЮКОВ Юрий Васильевич** - инженер первой категории лаборатории систем химического контроля ГП НИТИ им. А.П. Александрова.

Область научных интересов: анализ технологических процессов и математическое обеспечение систем химического контроля объектов атомной энергетики.

Автор более десяти научных работ.

Одним из важнейших классов задач, встречающихся в практике производственных аналитических лабораторий, является оценка качества процессов, протекающих в технологическом объекте управления (ТОУ), по данным химического анализа текущего качества технологических сред [1,2]. В общей химической технологии корректное решение указанной задачи обеспечивает заданное качество конечного продукта за счет своевременного вмешательства в процесс при его течении, отличным от регламентного. Другим технологически значимым примером решения по-

ставленной задачи является обеспечение безопасности ТОУ и повышение назначенного ресурса оборудования при их зависимости от качества технологических сред. Такая цель преследуется, например, при организации жесткого оперативного контроля качества технологических сред (рабочего тела) в тепловой и атомной энергетике [3,4]. Следствием осознания того факта, что задачи такого класса не могут быть эффективно решены методами статистики случайных величин, традиционно используемыми химиками-аналитиками, становится рост числа публика-

ций по приложениям к производственному химико-аналитическому контролю состояния ТОО математического аппарата *анализа случайных процессов* [4.5]. Введению в указанную проблему посвящена специальная глава последнего издания монографии признанного специалиста в области аналитической статистики Дерффеля К. [6].

Совокупность результатов аналитических измерений при контроле многофакторных физико-химических процессов, протекающих в технологических средах объектов управления, образует соответствующий технологическому процессу временной ряд, включающий в себя наряду с детерминированной случайную составляющую [2.6]. При интерпретации текущего состояния технологических процессов в реальных ТОО по данным оперативных аналитических измерений помимо влияния факторов, определяющих погрешность собственно методики выполнения измерений (МВИ), в общем случае необходимо учитывать колебания параметров качества контролируемого процесса около среднеэксплуатационного значения, обусловленные *«естественными»* технологическими причинами.

Наряду с относительно большой постоянной времени, характерной для многих переходных физико-химических процессов в реальных ТОО, указанные особенности и вызывают основные затруднения при формировании *в темпе процесса* суждения со стороны эксплуатационного персонала о значимости изменений свойств контролируемых физико-химических процессов на ранней стадии возникновения аномалий [4.7].

Рассматриваемая задача контроля состояния ТОО по данным химического анализа может быть решена, если временной ряд результатов аналитических измерений представить в виде совокупности стационарных, квазистационарных и переходных фрагментов различной хронологической протяженности, к описанию свойств которых в полной мере применимы методы анализа временных рядов [2.3] и известные в анализе случайных процессов алгоритмы последовательного обнаружения изменения статистических свойств наблюдаемого ряда результатов измерений (*детекторы изменения статистических свойств*) [8]. Выбор и обоснование подходов к использованию рассматриваемых методов для оценки текущего состояния технологического объекта по данным химического анализа в настоящей работе проиллюстрированы на примере оценки качества поддержания водно-химического режима (ВХР) на энергоблоке АЭС с реактором ВВЭР – 1000.

Наблюдаемые *«естественные»* технологические колебания значений параметров качества теплоносителя (технологических сред) на АЭС обусловлены рядом причин:

- регламентными технологическими процедурами поддержания водно-химического режима (ВХР), такими, как водообмены, подпитка для компенсации протечек из контура, периодическая продувка парогенератора, дозировка химических реагентов, изменение мощности реактора и др.:

- физико-химическими причинами, зависящими от флуктуаций состава теплоносителя, связанных с колебаниями теплогидравлических характеристик работы оборудования, включая *естественную задержку по тракту теплоносителя реакции показателей качества ВХР* на регламентные технологические процедуры и локальную вариацию значений параметров качества внутриконтурных физико-химических процессов (ВФХП);

- методическими причинами, обусловленными погрешностью используемых МВИ (в том числе, связанными с процедурами отбора и подготовки проб технологических сред для аналитических измерений).

Согласно существующей нормативной базе (ОСТ на ведение ВХР) смысл процедуры контроля состояния ВХР заключается в сравнении текущего значения контролируемых показателей качества теплоносителя с нормированными регламентом предельными уровнями (ПУ), выход за которые считается *собственно нарушением ВХР*. В общем случае вероятность случайного выхода значения измеряемого параметра за ПУ при заданной технологии ведения ВХР крайне мала. Это означает, что вероятность ложной тревоги (*ошибка первого рода*) при ведении ВХР по ПУ является минимальной. Однако регламентная схема контроля может характеризоваться существенной величиной *ошибки второго рода*, то есть существенной вероятностью не заметить статистически значимое (но еще недостаточное для идентификации нарушения при контроле по ПУ) изменение установившегося состояния контролируемого процесса, обусловленное зародившейся *неполадкой* (аномалией). Очевидно, что с позиций оптимизации процесса управления протекающими в ТОО физико-химическими процессами, влияющими на безопасность эксплуатации объекта (и/или качество производимого продукта на технологически достижимом уровне), целесообразно прежде всего снижение ошибки второго рода.

Конечной целью создания математического обеспечения для задач обработки данных оперативного химконтроля на АЭС является разработка статистических процедур выявления аномалий ВФХП на ранней стадии развития, более эффективных по сравнению со штатной организацией контроля по ПУ [7]. Эффективность статистически корректных схем контроля целесообразно характеризовать либо численным значением вероятности выявления *априори* заданных изменений статистических свойств контролируемых процессов, либо возможностью более раннего обнаружения аномалий процесса в рамках контрольных уровней значений параметров качества ВХР, *априори* назначаемых на основе анализа опыта эксплуатации ТОУ и/или его аналогов [3].

Эффективность статистических методов контроля для ранней идентификации аномалий ВФХП (контрольные карты значений параметров качества [2,4], детекторы изменения статистических свойств контролируемого процесса [8] и др.) в значительной мере определяется адекватностью исходной статистической модели "нормального" состояния ТОУ (*благополучного процесса*). Такая модель обычно строится на основе анализа реальной измерительной информации для типовых оперативно-технологических ситуаций и ее адекватность существенно зависит от опыта разрабатывающего модель эксперта-технолога [4,7]. Минимизация субъективизма при построении модели *благополучного процесса* (фрагментов *благополучной* реализации ВХР в нашем случае) достигается применением для получения оценок статистических характеристик ВФХП *робастных* процедур, устойчивых к наличию единичных засоряющих выбросов в оце-

ниваемой реализации ВХР [10].

В общем случае использование *робастных* процедур целесообразно как для *априорной* по-мехоустойчивой оценки значений *статистических характеристик благополучности* процесса (параметров базовой модели поведения ТОУ), так и для анализа собственно динамики изменения качества ВФХП при реализации статистических процедур *оперативного* контроля ВХР (контрольных карт и детекторов статистических свойств контролируемого процесса).

Для иллюстрации схемы ранней идентификации аномалий (идентификации отклонения контролируемого процесса от *благополучной* реализации ВХР) и оценки ее эффективности из годового массива данных ручного оперативного аналитического контроля продувочной воды парогенераторов энергоблока АЭС с реактором ВВЭР – 1000 для развернутого статистического анализа взят фрагмент значений двухстороннего параметра качества продувочной воды – *pH*, представленный графически на рис. 1. Указанный фрагмент данных отражает процесс хронологического изменения значений *pH* в рамках предельных уровней, устанавливаемых регламентными документами:

- верхний предельный уровень (ВПУ) = 9.20 единиц значений *pH*,
- нижний предельный уровень (НПУ) = 8.00 единиц значений *pH*.

Представленные на рис.1 данные получены с использованием средства измерения, характеризующегося паспортной погрешностью 0.05 единиц *pH* (паспортная погрешность составляет  $\approx 4.2$  % от общей ширины интервала предельных уровней).

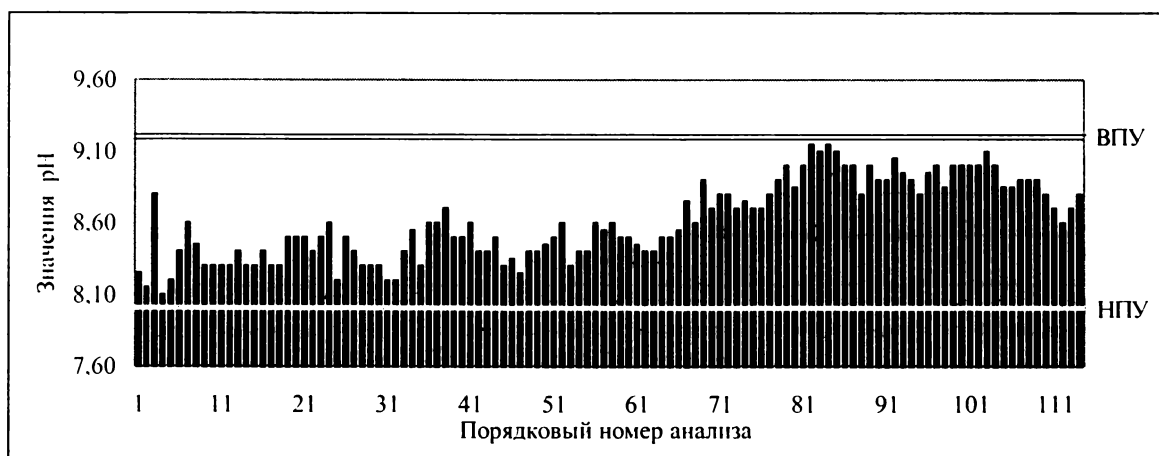
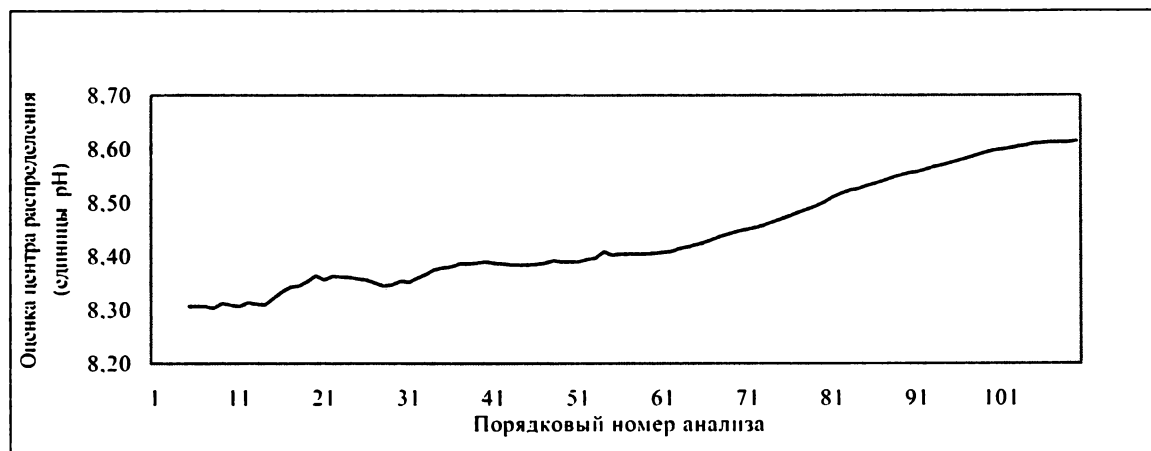


Рис.1. Фрагмент данных ручного оперативного аналитического контроля *pH* продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР – 1000

Предварительная оценка вида закона распределения вероятностей, проведенная для выборочных стационарных реализаций исследуемого временного ряда (фрагмента данных измерений, представленного на рис. 1) по критерию согласия "хи - квадрат" [9], свидетельствует, что при 95 % уровне доверия закон распределения вероятностей исследуемых экспериментальных данных соответствует нормальному виду.

Поведение робастной оценки центра распре-

деления массива измерений  $pH$ , вычисляемой по мере последовательного добавления вновь поступающих измерений (для ряда измерений, представленного на рис. 1), графически проиллюстрировано на рис. 2. В приведенном примере робастная оценка центра распределения совокупности данных проведена по рекуррентному алгоритму для моделей класса  $P3$  – "приблизненно нормального" или "загрязненного нормального" распределения [11].



**Рис. 2.** Поведение робастной оценки центра распределения массива последовательно прирастающих значений ряда измерений  $pH$  по данным ручного оперативного аналитического контроля продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР – 1000

На рис. 3. графически проиллюстрировано поведение оценки асимптотического значения  $СКО$  (среднеквадратического отклонения) [11] массива измерений  $pH$ , вычисляемой по мере последо-

вательного добавления вновь поступающих измерений (для ряда измерений, представленного на рис. 1).



**Рис. 3.** Поведение оценки асимптотического  $СКО$  массива последовательно прирастающих значений ряда измерений  $pH$  по данным ручного оперативного аналитического контроля продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР – 1000

Анализируя поведение представленных на рис. 2 и рис. 3 робастных оценок основных статистических характеристик последовательно прирастающего ряда измерений  $pH$  можно обнару-

жить, что, начиная с измерения № 63, наблюдается устойчивый рост оценки значения центра распределения экспериментальных данных, который сопровождается устойчивым ростом мас-

штаба случайной составляющей (значения СКО) контролируемого процесса. Это означает, что в последовательной реализации контролируемого процесса, начиная с № 63, наблюдается устойчивое изменение статистических свойств. С априори заданной надежностью можно утверждать, что, начиная с измерения № 63, в контролируемом ВФХП обнаруживаются внешние (по отношению к изначальному благополучно протекающему процессу) факторы влияния (проявление неполадки), которые впоследствии приведут к критическим значениям (измерения № 82, № 84) измеряемого параметра. Использование робастных процедур оценивания статистических свойств исследуемого фрагмента данных измерений контролируемого параметра для выявления момента проявления аномалии в данном случае следует рассматривать как проведение экспертизы "post factum" применительно к исследуемому (исходному) массиву данных с целью выделения фрагмента данных, отвечающего модели благополучного процесса.

Полученные при предварительной экспертизе рассматриваемого массива данных оценки параметров процесса изменения  $pH$  в продувочной воде парогенератора могут служить основой для построения детекторов изменения статистических свойств контролируемого процесса, работающих в режиме реального времени [8]. Примером такого детектора может являться контрольная карта (КК) текущего среднего значения контролируемого процесса [2, 12], значения параметров которой (центральной линии и масштаба - СКО) априори оцениваются и стандартизуются в качестве базовых характеристик КК по благополучному фрагменту данных с использованием указанных выше робастных процедур (для выявления помехоустойчивого значения центра распределения и масштаба благополучного процесса).

Анализ поведения робастных оценок статистических свойств исследуемого массива значений  $pH$  свидетельствует, что в общем массиве данных благополучной реализацией ВФХП можно считать фрагмент измерений с номерами № 1 - № 63. Для массива данных № 1 - № 63 в рассматриваемом примере параметры контрольной карты (значение центральной линии -  $\mu$  и масштаб -  $\sigma$  благополучного процесса) можно зафиксировать соответственно на уровне  $\mu = 8.40$  ед.  $pH$  и  $\sigma = СКО = 0.16$  ед.  $pH$ .

В качестве внутренних контрольных пределов контрольной карты текущего среднего значения контролируемого параметра выбираем границы 95% доверительного интервала среднего значения

трех последовательных измерений благополучного процесса [9] (т. е. для нормально распределенной случайной величины с параметрами распределения:  $\mu = 8.40$  ед.  $pH$  и  $\sigma = СКО = 0.16$  ед.  $pH$ ):

$$\text{верхний контрольный предел -} \\ \text{ВКП}_1(2) = \mu + (Z_{\alpha/2}) \cdot \sigma / \sqrt{N} \quad \text{и} \quad (1)$$

$$\text{нижний контрольный предел -} \\ \text{НКП}_1(2) = \mu - (Z_{\alpha/2}) \cdot \sigma / \sqrt{N}. \quad (2)$$

где  $Z_{\alpha/2} = Z_{0.025} = 1.96$  – значение нормально распределенной случайной величины с нулевым средним и единичной дисперсией при общем уровне значимости двухстороннего критерия  $\alpha = 0.05$ ;  $N = 3$  – принятый при формировании контролируемой статистики объем усреднения текущих измерений.

С учетом оцененных выше конкретных значений величин  $\mu$ ,  $Z_{\alpha/2}$  и  $N$ , используемых в формулах (1) и (2), округляя, получаем следующие значения внутренних контрольных пределов благополучного процесса:

$$\text{ВКП}_1 = 8.60 \text{ ед. } pH. \quad (3)$$

$$\text{НКП}_1 = 8.20 \text{ ед. } pH. \quad (4)$$

В качестве внешних контрольных пределов благополучного процесса выбираем границы 99.8 % доверительного интервала для среднего значения трех последовательных измерений (в данном случае  $Z_{\alpha/2} = Z_{0.001} = 3.09$ ):

$$\text{ВКП}_2 = 8.70 \text{ ед. } pH. \quad (5)$$

$$\text{НКП}_2 = 8.10 \text{ ед. } pH. \quad (6)$$

Графически контрольная карта ( $N = 3$ ) с указанными значениями центральной линии и контрольных пределов представлена на рис.4. При анализе информации, отображенной на контрольной карте ( $N = 3$ ), принято предпринимать какие-либо управляющие действия в тех случаях, когда **за внешние** контрольные пределы попадает только одна точка или ряд последовательных точек выходит **за внутренние** контрольные пределы [12].

Если контрольную карту ( $N = 3$ ) (со значением центральной линии  $m = 8.40$  ед.  $pH$ ) и контрольными пределами (3) – (6) использовать для идентификации аномалии исходного временного ряда (рис. 1) в оперативном режиме, то потеря контролируемым процессом свойства стационарности фиксируется для измерений №65 - №66 приводящих к превышению ВКП<sub>1</sub>. Далее, на измерениях №69 указанная контрольная карта регистрирует превышение ВКП<sub>2</sub>, что рассматривается как отклонение контролируемого ВФХП от благополучной реализации. Вероятность ложной

тревоги (вероятность ошибки первого рода) при использовании данной контрольной карты в процедуре идентификации аномалий ВХР составля-

ет не более 5% и 0.2% соответственно для случаев потери стационарности и отклонения ВХР от благополучной реализации.



Рис.4. Контрольная карта<sub>(N=3)</sub> ручного оперативного аналитического контроля процесса изменения pH продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР – 1000

Оценим значение вероятности ошибки второго рода для рассматриваемой схемы контроля. Ошибка второго рода характеризуется значением вероятности, при котором, несмотря на реально произошедшие в процессе изменения (например, истинное среднее значение контролируемого параметра в действительности изменилось на величину  $\Delta$ ), мы все же не фиксируем (в силу влияния случайных факторов) выхода контролируемой статистики за принятые ранее контрольные пределы ВКП\_1 или НКП\_1. Значение вероятности ошибки второго рода –  $\beta$  (условная вероятность необнаруженного отказа согласно нормативной терминологии в области технической диагностики) может быть вычислено по известным [9] соотношениям (7):

$$\beta = \frac{100}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{Z_{\beta}}^{\infty} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz, \text{ где } Z_{\beta} = \frac{\Delta \cdot \sqrt{N}}{\sigma} - Z_{\alpha/2}, \quad (7)$$

$Z_{\alpha/2} = Z_{0.025} = 1.96$  – значение нормально распределенной случайной величины с нулевым средним и единичной дисперсией при общем уровне значимости двухстороннего критерия  $\alpha = 0.05$ ;  $N = 3$  – принятый при формировании контролируемой статистики объем усреднения текущих измерений;  $\sigma$  – стандартизованное значение СКО базового благополучного процесса;  $\Delta$  – величина, на которую изменилось среднее значение контролируемого параметра относительно стандартизованного благополучного среднеексплуатационного значения  $\mu$ .

В соответствии с (7) вероятность  $\beta$  не заметить отклонение среднего значения реального процесса, изменившегося в результате зародившейся неполадки на величину  $\Delta = 0.30$  ед. pH от предполагаемого благополучного среднеексплуатационного значения  $\mu = 8.40$  ед. pH (что равносильно сдвигу установившегося значения контролируемого процесса на 25% от общей ширины интервала ПУ для pH), при использовании контрольной карты<sub>(N=3)</sub> составит не более  $\approx 9.8\%$  ( $Z_{\beta} \approx 1.29$ ). Иначе говоря, лишь для  $\approx 10\%$  данных изменившегося (на величину  $\Delta = 0.30$  ед. pH) процесса контролируемая статистика может в силу случайной изменчивости попасть в прежние 95% - контрольные пределы благополучного процесса.

С позиций схем контроля ВФХП, реализуемых программно-техническими средствами, практический интерес представляет сравнение эффективности рассмотренной контрольной карты<sub>(N=3)</sub> с эффективностью схемы регламентного контроля по ПУ. С этой целью решение задачи контроля по ПУ целесообразно представить в виде контрольной карты<sub>(N=1)</sub> текущего среднего значения с объемом усреднения  $N = 1$ . Поскольку весь представленный на рис. 1 (исходный) фрагмент данных не выходит за рамки предельных уровней ВПУ и НПУ, то с точки зрения регламентного контроля исходный фрагмент данных измерений pH соответствует нормальной реализации ВХР. В этой связи параметры контрольной карты<sub>(N=1)</sub>  $m$  и  $s$  необходимо оценивать по указанному исходному массиву данных (т. е., как видно из рис.2 и

рис. 3, они оцениваются на уровне максимальных значений центра распределения и масштаба всего массива данных, представленного на рис. 1,  $m \approx 8.60$  ед.  $pH$ ,  $s \approx 0.30$  ед.  $pH$ ). Найденные в этом случае по формулам (1) и (2) значения 95 % внутренних контрольных пределов ВКП<sub>1</sub> и НКП<sub>1</sub> для контрольной карты<sub>(N=1)</sub>, как и следовало ожидать, практически равны регламентным значениям ПУ (фактически состоявшееся *нарушение пределов безопасной эксплуатации*):

$$\text{ВКП}_1 \approx 9.19 \approx 9.20 \text{ ед. } pH. \quad (8)$$

$$\text{НКП}_1 \approx 8.01 \approx 8.00 \text{ ед. } pH. \quad (9)$$

При этом вероятность ложной тревоги для контрольной карты<sub>(N=1)</sub> составит не более 5%. Оцененное для схемы контроля по ПУ значение вероятности ошибки второго рода  $\beta$ , что контролируемая статистика (в данном случае единичное измерение контролируемого параметра) **не выйдет** за рамки ПУ = ВКП<sub>1 N=1</sub> и (НКП<sub>1 N=1</sub>) при сдвиге среднего значения контролируемого процесса на  $\Delta = 0.30$  ед.  $pH$  относительно установившегося значения  $m = 8.60$  ед.  $pH$ , составляет 80.78 % ( $Z_b \approx -0.873$ ). Тогда как для контрольной карты<sub>(N=3)</sub> значение вероятности ошибки второго рода (вероятность не заметить сдвиг установившегося значения контролируемого процесса на величину  $\Delta = 0.30$  ед.  $pH$ ) составляла не более 10%.

Сравнение рассмотренных схем контроля показывает, что выигрыш по времени эффективной идентификации аномалии при автоматизации статистической процедуры контроля текущего среднего значения (контрольной карты<sub>(N=3)</sub>) по отношению к контролю по ПУ составляет в нашем примере около 15 измерений (№68 - №82), разделяющих моменты идентификации аномалии по сравниваемым схемам контроля. Полагая, что измерение №82 - 9.15 ед.  $pH$  уже может считаться критическим и при контроле по ПУ, можно прийти к выводу, что использование предложенной процедуры идентификации (контрольной карты<sub>(N=3)</sub>) обеспечивает статистически корректную, технологически существенно более раннюю идентификацию аномалии ВХР по сравнению с визуальной оценкой по текущим данным химического анализа (по крайней мере на 15 измерений или, в нашем случае, 5 суток с учетом регламентной скважности ежесменного контроля  $pH$  продувочной воды парогенератора).

С точки зрения приведенных выше результатов статистического анализа исходного временного ряда (рис. 1), фрагмент измерений №1 - №63

может считаться *благополучным* лишь в смысле его свободы от таких нежелательных технологически значимых аномалий, как *медленный тренд* и *одномоментный грубый сдвиг* установившегося значения контролируемого процесса. Представленная схема контроля качества ВХР с использованием контрольной карты<sub>(N=3)</sub> и робастным оцениванием статистических характеристик благополучного фрагмента №1 - №63 реализована в предположении, что данные измерений для него характеризуются нормальным (Гауссовским) или "приблизненно нормальным" законом распределения вероятности [11].

Как отмечалось выше, процедура идентификации формы закона распределения вероятностей указанного фрагмента данных по классическому критерию согласия "хи-квадрат" при уровне доверия 95% не дает оснований для сомнения в нормальном законе распределения вероятностей исследуемых экспериментальных данных. Однако, при отсутствии нежелательных значимых долговременных изменений в рассматриваемом благополучном фрагменте имеют место более или менее регулярные колебания значений измеряемого параметра качества ВХР, визуально заметные на рис. 1. Стремление к общему повышению алгоритмической надежности систем автоматизации контроля ТОУ вызывает необходимость дополнительных процедур проверки технологической значимости влияния наблюдаемой периодичности изменения контролируемого параметра и степени адекватности используемой Гауссовой модели закона распределения вероятности для описания благополучной реализации ВФХП.

Моделирование и оценка параметров периодических колебаний значений контролируемого параметра имеет целью иллюстрацию возможных "тонких" особенностей поведения ТОУ при его нормальной эксплуатации, которые должны учитываться при принятии по данным химконтроля решения о необходимости управляющего воздействия на объект. В общем случае перед принятием по результатам химического контроля решения о необходимости "глубокой" коррекции ВХР оценки динамических характеристик аномалий ВХР (процессов в ТОУ), выявленных с помощью статистических процедур, целесообразно сопоставлять с периодом и амплитудой *регулярных* технологических колебаний (визуально или с использованием соответствующих расчетов, учитывающих фазовые сдвиги отклика системы на флуктуации контролируемых параметров).

В общем случае глубокий статистический ана-

лиз амплитудно-частотных характеристик колебаний является самостоятельной задачей теории случайных процессов [13,14]. рассмотрение методов решения которой не входит в цели настоящей работы. В первом приближении простые полезные оценки параметров колебаний контролируемого показателя, отмеченных выше, и их связи с технологией ведения ВХР можно получить в рамках классической модели циклических трендов, используемой для обнаружения и оценок амплитуд синусоидальных компонент процессов, скрытых шумом. В модели циклических трендов каждое из значений исходного временного ряда  $z_t$  ( $t = 1.....n$ ) последовательности наблюдений, проведенных в равноотстоящие моменты времени, может быть представлено как суперпозиция синусоид и косинусоид различных частот по известному [13] соотношению:

$$z_t = a_0 + \sum_{i=1}^q [a_i \cos(2\pi f_i t) + b_i \sin(2\pi f_i t)]$$
 (10)

где  $f_i = i/n$  -  $i$ -я гармоника основной частоты - ( $1/n$ ).  $q = (n-1)/2$ .  $n$  - общее число наблюдений в исследуемой реализации процесса.  $i = 1.....q$  Оценки по методу наименьших квадратов (МНК) для параметров модели (10) имеют вид:

$$a_0 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n z_t; \quad a_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n z_t \cos(2\pi f_i t);$$
  
$$b_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n z_t \sin(2\pi f_i t); \quad i = 1, \dots, q$$
 (11)

При этом выборочные амплитуды  $R_i$  гармонических компонент оцениваются по формуле (12) [14]:

$$R_i = \sqrt{a_i^2 + b_i^2}, \quad i = 1, \dots, q$$
 (12)

В таблице приведены значения оценок параметров модели (10) для четырех (наибольших по величине) выборочных амплитуд гармонических колебаний контролируемого параметра качества с периодами  $P_i = 1/f_i$ . Сравнительное поведение исходного временного ряда  $z_t$  ( $t = 1.....n$ ) и модели, построенной (для простоты иллюстрируемой схемы) с учетом коэффициентов только четырех наибольших выборочных амплитуд (данные таблицы), представлено на рис. 5. Из рис.5 видно, что найденная модель в целом удовлетворительно отражает характер изменчивости исходных экспериментальных данных.

МНК – оценки коэффициентов циклического тренда для благополучного фрагмента процесса изменения рН продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР – 1000, вычисленные в соответствии с моделью (10)

<i>i</i>	Частота $f_i$	Период $P_i$	Коэффициент $a_i$ (ед. рН)	Коэффициент $b_i$ (ед. рН)	Выборочная амплитуда $R_i$ (ед. рН)
3	3/63	21,0	0,03	-0,05	0,06
4	4/63	15,7	-0,09	0,02	0,09
18	18/63	3,50	-0,01	-0,06	0,06
31	31/63	2,00	-0,04	-0,04	0,06

$i$  – номер гармоники,  $f_i$  – частота  $i$ -ой гармоники основной частоты -  $1/n$ , ( $n=63$ );  
 $P_i$  – период  $i$ -ой гармоники (количество измерений).

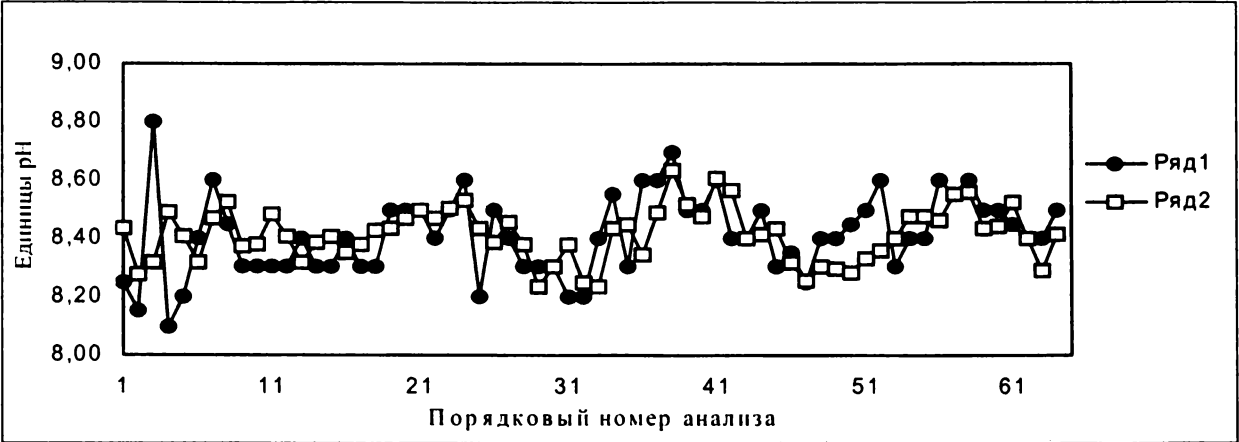


Рис.5. Сравнительное поведение исходного благополучного фрагмента (№ 1 - № 63) – ряд (1) и найденной модели "циклического тренда" – ряд (2) процесса изменения рН продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР- 1000



В рассматриваемом примере колебания контролируемого параметра качества на анализируемом фрагменте данных по своему периоду и амплитуде удовлетворительно идентифицируются как следствие *регулярных* процедур, обусловленных технологией поддержания ВХР (периодическая продувка парогенератора) с учетом *временной задержки* реакции показателей качества ВХР на регламентные воздействия (при необходимости сдвиг по фазе между регулирующим воздействием и откликом объекта на это воздействие может быть установлен по максимуму корреляции между соответствующими переменными [9]). Иначе говоря, базовый фрагмент данных с технологической точки зрения действительно отвечает периоду *нормальной эксплуатации* энергоблока.

Дополнительная проверка значимости влия-

ния выявленной периодичности данных, отвечающих нормальной эксплуатации энергоблока, по благополучному фрагменту №1 - №63 на степень его "случайности" (соответствие модели *белого шума*) может быть реализована с использованием применяемого в анализе временных рядов совокупного критерия согласия на основе выборочных автокорреляций [13]. На рис.6 представлена выборочная автокорреляционная функция (АКФ) фрагмента измерений (№1 - №63). Из рис. 6 видно, что выборочная АКФ действительно обнаруживает факт изменения значений *pH* с периодом около 16 измерений, что соответствует периоду наибольшей выборочной амплитуды  $R_j$  из таблицы. В то же время, величина наблюдаемых автокорреляций невелика и вид полученной АКФ близок по *характеру* автокорреляционной функции белого шума.



Рис.6. Поведение выборочной автокорреляционной функции благополучного фрагмента процесса изменения *pH* продувочной воды парогенератора энергоблока АЭС с реактором ВВЭР - 1000

Иначе говоря, несмотря на выявленное выше наличие незначительных гармонических составляющих (обусловленных "естественными" технологическими колебаниями) в поведении значения *pH*, одного из важнейших показателей качества продувочной воды парогенератора на энергоблоке с ВВЭР-1000, (№1 - №63), проверка по ряду критериев согласия свидетельствует, что *закон распределения вероятности результатов измерений на благополучном фрагменте реализации ВХР остается близким нормальному виду*. Следовательно, применение предложенных выше для построения контрольной карты робастных процедур оценивания статистических характеристик (реализованных для моделей класса *P3* - "приблизительно нормального" закона распределения вероятности) с целью контроля качества ВФХП, формирующих ВХР в указанной точке контура, является правомерным.

Использованные в настоящей работе подходы к построению статистически корректной процедуры идентификации текущего состояния ТОО по данным химико-аналитического контроля реализованы и показали свою эффективность при создании математического обеспечения программно-технических комплексов информационной поддержки эксплуатационного персонала химцехов АЭС в задачах контроля и управления ВХР энергоблоков с реакторами ВВЭР [4,7]. В целом предложенные подходы не противоречат схеме анализа временных рядов химико-аналитических данных по К. Дерффелю [6]. Авторы надеются, что, несмотря на прикладной характер приведенного примера, способ решения конкретной задачи имеет более общее методическое значение и окажется интересным для специалистов, использующих данные химического анализа для контроля состояния сложных технологических объектов.

# ЛИТЕРАТУРА

1. Липатов Л.Н. Типовые процессы химической технологии как объекты управления. М.: Химия, 1973. 320 с.
2. Химмельблау Д. Обнаружение и диагностика неполадок в химических и нефтехимических процессах: Пер. с англ. Л.: Химия, 1983. 352 с.
3. Ефимов А.А., Леонтьев Г.Г., Вилков Н.Я. Химический и радиационный контроль как факторы повышения надежности и безопасности АЭС // Научно - техническ. сборник "Экология и атомная энергетика". Сосновый Бор: Изд. ЛАЭС. 1998, № 2. С.83-92.
4. Vilkov N.Ya., Kryukov Yu.V, Identification of the in-circuit process at NPP according to the analytical control data with the control charts method application // International Congress on Analytical Chemistry Moscow, Russia 15-21 June 1997 / Abstracts. V.1. В-22.
5. Бельнов В.К., Архипов О.П., Бугаенко В.Л., Кабакчи С.А., Сердюков С.И. Анализ временных рядов как метод исследования водно-химического режима первого контура реакторных установок АЭС с ВВЭР // Доклады академии наук. 1998. Т. 360, № 6. С.784-786.
6. Дерффель К. Статистика в аналитической химии. М.: Мир, 1994. 268 с.
7. Вилков Н.Я., Крюков Ю.В. Математическое обеспечение ранней идентификации аномалий водно-химического режима на АЭС по данным оперативного химического контроля // Теплоэнергетика. 2000. №.5. С.25-28
8. Обнаружение изменения свойств сигналов и динамических систем / Под ред. М. Бассвиль, А. Банвениста. М.: Мир, 1989. 278 с.
9. Бендат Дж., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. М.: Мир, 1989. 540 с.
10. Устойчивые статистические методы оценки данных / Под редакцией Р.Л. Лонера, Г.Н. Уилкинсона. М.: Машиностроение, 1984. 232 с.
11. Цыпкин Я.З., Поляк Б.Т. Огрубленный метод максимального правдоподобия // Межвузовский сб. Динамика систем. Математические методы теории колебаний. Горький, 1977. Вып.12. С.22 - 46.
12. Катеман Г., Пийперс Ф.В. Контроль качества химического анализа. Челябинск: Металлургия, Челябинское отделение, 1989. 448 с.
13. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление: В 2 т. М.: Мир, 1974. Вып. 1. 408 с.
14. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов. М.: Мир, 1976. 760 с.

\* \* \* \* \*